

ФИНАНСЫ И КРЕДИТ

УДК 336.221

П.Г. Сорокина¹*Байкальский государственный университет,
г. Иркутск, Россия***О.В. Леонова²***Байкальский государственный университет,
г. Иркутск, Россия***Л.Ю. Волченко³***Байкальский государственный университет,
г. Иркутск, Россия*

МОДЕЛИРОВАНИЕ НАЛОГОВОЙ БАЗЫ ПО НАЛОГУ НА ИМУЩЕСТВО ОРГАНИЗАЦИЙ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ПОСТУПЛЕНИЙ НА ПРИМЕРЕ ИРКУТСКОЙ ОБЛАСТИ

Аннотация. Прогнозирование налоговых доходов имеет особое значение для бюджетов субъектов Российской Федерации и местных бюджетов и напрямую связано с возможностью развития регионов на основе реализации собственного потенциала, в том числе и налогового. Актуальность данной работы обусловлена необходимостью развития современных подходов в области бюджетно-налогового прогнозирования с целью развития социально-экономических территорий муниципальных образований. Существенное влияние на налоговый потенциал региональных и местных бюджетов оказывают имущественные налоги, в том числе налог на имущество организаций, который является одним из стабильных источников дохода. Цель работы состоит в определении влияния социально-экономических показателей на налоговую базу по имуществу организаций на уровне муниципальных образований Иркутской области. Для достижения цели применяются эконометрические методы исследования, главным образом регрессионный анализ. Идея этого подхода состоит в отборе независимых факторов (из числа социально-экономических показателей), влияющих на величину результирующей, или зависимой, переменной (налоговой базы). В качестве эмпирической базы использовались данные статистической налоговой отчетности № 5-ННО «Отчет о налоговой базе и структуре начислений по налогу на имущество организаций» в разрезе муниципальных образований по состоянию на 01.01.2014 и показателей муниципальных образований Федеральной службы государственной статистики за 2013 г. В процессе исследования построено шесть экономико-математических моделей множественной регрессии. После проверки их на адекватность авторы отдают предпочтение линейной модели, на основе которой строятся точечный и интервальный прогнозы. Проведенные расчеты привели к выводу о неоднородности исходных данных, которая, по всей видимости, определяется большой площадью Иркутской области, неравномерным распределением природных ресурсов и труднодоступностью отдельных муниципальных образований. Указанные факты обосновывают разбиение на кластеры муниципальных образований с целью повышения однородности в каждой группе и адекватности модели. Авторы планируют применить такой подход в своих дальнейших исследованиях. Основные положения: построено несколько эконометрических моделей зависимости налоговой базы по налогу на имущество организаций от факторов, влияющих на ее формирование; проведен анализ качества каждой модели и выбрана наилучшая из них; на основе отобранной модели построен точечный и интервальные прогнозы налоговой базы по налогу на имущество организаций.

Ключевые слова: налог на имущество организаций; налоговая база; математическое моделирование; множественная регрессия; прогнозирование.

Степень проработанности проблемы

В области математического моделирования налогообложения существует ряд отечественных и зарубежных работ, например [1–10]. На сегодня можно выделить несколько идейно разных математических подходов:

1. Теоретико-игровые модели [1]. Здесь исследуются модели принятия решений в условиях несовпадения интересов сторон, когда каждая сторона стремится воздействовать на развитие ситуации в собственных интересах.

2. Динамические модели [2, 3]. Под динамической моделью понимается система законов (или правил), описывающих изменение состояния объекта во времени.

3. Эконометрические модели [4, 5]. Описывают основные количественные зависимости между анализируемыми экономическими явлениями и процессами при помощи статистических методов исследования.

Несмотря на то, что современная налоговая система Российской Федерации сформировалась в 1991 г., она до сих пор требует усовершенствований. Важную роль в развитии налоговой системы играет прогнозирование налоговых поступлений в бюджеты, в частности в бюджеты муниципальных образований. К сожалению, отечественный опыт в области

формирования налоговых прогнозов невелик. Только в XXI в. в отечественной литературе появились разделы, так или иначе освещающие теоретические вопросы налогового прогнозирования. В настоящее время при прогнозировании налоговых доходов используют различные методики; так, прогнозы на среднесрочную и краткосрочную перспективу основаны на следующих основных подходах [4, 7, 9, 10]:

- экстраполяционный – распространение установленных в прошлом тенденций на прогнозируемый период; используется для прогноза налоговых поступлений в любом разрезе;
- детерминированный – применение известной аналитической связи между прогнозной величиной и экономическими факторами, ее объясняющими; используется при моделировании подоходного налога и налога на прибыль;
- эконометрический – прогнозирование с использованием эконометрических моделей с несколькими переменными; используется для прогноза ряда налогов.

В последнем подходе предполагается наличие причинно-следственных связей между зависимой (результатирующей) и независимыми (объясняющими) переменными. Данный подход предполагает подбор объясняющих переменных, исходя из качественных, содержательных соображений и позволяет учитывать возможные изменения социально-экономического положения в регионах РФ [11–19]. Основным математическим инструментом в данном подходе является регрессионный анализ [20–21], который используется и в данной работе.

¹ Сорокина Полина Геннадьевна – аспирант кафедры налогов и таможенного дела Байкальского государственного университета, г. Иркутск, Россия (664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11); e-mail: ermolaeva_polina@mail.ru.

² Леонова Ольга Васильевна – кандидат физико-математических наук, доцент кафедры математики и эконометрики Байкальского государственного университета, г. Иркутск, Россия (664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11); e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru.

³ Волченко Любовь Юрьевна – кандидат экономических наук, доцент кафедры бухгалтерского учета, анализа, статистики и аудита, проректор по учебной работе Байкальского государственного университета, г. Иркутск, Россия (664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11); e-mail: VolchenkoLY@bgu.ru.

Существенное влияние на налоговый потенциал региональных и местных бюджетов оказывают имущественные налоги, в том числе налог на имущество организаций. Этот налог является стабильным источником доходов областного бюджета; последние пять лет его удельный вес по Иркутской области превышает 11 %. Отметим также, что, несмотря на рост числа зарегистрированных предприятий и количества организаций, применяющих льготы, налоговая база в 2013–2015 гг. превышает показатели 2011, 2012 гг. примерно в два раза [22].

Данная работа посвящена исследованию зависимости налоговой базы по налогу на имущество организаций от факторов, влияющих на ее формирование.

Методика (методология) исследования

Для построения прогноза налоговой базы по налогу на имущество организаций необходимо построить ее математическую модель. Для этого на первом этапе исследования необходимо отобрать независимые факторы, которые, по мнению экспертов, могут влиять на динамику налоговой базы. Далее следует собрать статистические данные, провести их предварительный анализ и записать их в презентабельном виде. В качестве эмпирической базы используются данные налоговой отчетности в разрезе муниципальных образований и данные показателей муниципальных образований за 2013 г. На следующем шаге производится анализ парных коэффициентов корреляции и оценивается их значимость, после чего производится отсев части факторов. При помощи регрессионного анализа, используя для расчетов стандартный пакет «Анализ данных» Microsoft Excel, строятся эконометрические модели зависимости налоговой базы по налогу на имущество

организаций от факторов, влияющих на ее формирование. В результате анализа необходимо отобрать наилучшую модель и построить по ней точечные и интервальные прогнозы.

Математическая постановка

Как было отмечено, изменчивость динамики налоговой базы является результатом воздействия на него целого ряда взаимосвязанных и взаимозависимых социально-экономических показателей [23]. На первом этапе исследования было отобрано пять факторов, наиболее значимых, по мнению экспертов.

Обозначим через Y зависимую (результатирующую) переменную – налоговую базу муниципального образования Иркутской области, руб./чел.⁴ В качестве независимых факторов (объясняющих переменных), от которых, предположительно, зависит размер налоговой базы, выберем:

x_1 – инвестиции в основной капитал, руб./чел;

x_2 – стоимость основных фондов, руб./чел;

x_3 – оценка численности населения, чел.;

x_4 – общая площадь земель, га;

x_5 – сальдированный финансовый результат деятельности организаций, руб./чел.

С помощью формы статистической налоговой отчетности № 5-ННО «Отчет о налоговой базе и структуре начислений по налогу на имущество организаций» в разрезе муниципальных образований по состоянию на 01.01.2014⁵ и базы данных показателей муниципальных образований Федеральной службы

⁴ В исследовании для однородности исходных данных все стоимостные показатели соотнесены к численности населения в соответствующих муниципальных образованиях.

⁵ https://www.nalog.ru/rn38/related_activities/statistics_and_analytics/forms/4803965/

⁶ <http://www.gks.ru/dbscripts/munst/munst25/DBInet.cgi#1>

государственной статистики⁶ за 2013 г., из которой для дальнейшего исследования отобрано 29 наиболее крупных муниципальных образований Иркутской области, сформирована табл. 1. В качестве эмпирической базы авторы используют сведения за 2013 г., так как на момент ис-

следования по необходимым показателям (факторам) эти данные являются наиболее актуальными.

Построим модели множественной регрессии – зависимости налоговой базы по налогу на имущество от перечисленных выше факторов.

Таблица 1

Экономические показатели Иркутской области за 2013 год⁷

№	Муниципальные образования	Y	x_1^8	x_2^9	x_3	x_4	x_5
		Налоговая база, руб./чел.	Инвестиции в основной капитал, руб./чел.	Стоимость основных фондов, руб./чел.	Оценка численности населения, чел.	Общая площадь земель МО, га	Сальдированный финансовый результат, руб./чел
1	2	3	4	5	6	7	8
1	МО города Братска	748 218,67	65 628	80 364,645	241 273	3 302 436	7 307,4899
2	Зиминское городское МО	9 922,6578	1 734	34 062,594	31 936	5 285	206,66333
3	г. Иркутск	682 684,55	37 599	122 936,26	60 6137	27 735	189 075,74
4	г. Саянск	129 304,62	32 440	69 597,927	39 453	8 242	26 281,905
5	г. Свирск	14 730,901	3 638	51 610,776	13 103	3 862	5 120,9647
6	г. Тулун	12 931,124	4 278	14 473,662	42 961	13 353	-3 763,8789
7	МО города Усолье-Сибирское	95 838,779	11 620	23 019,795	81 385	7 396	-147 113,1
8	г. Усть-Илимск	95 247,833	23 725	53 945,704	84 315	22 676	-1 405,4439
9	г. Черемхово	9 899,0445	6 071	91 695,292	51 597	11 440	5 666,9961
10	Ангарское МО	135 034,04	106 533	37 627,866	243 474	114 872	64 232,731
11	Балаганский район	1 200,6905	586	34 749,081	8 979	634 722	11,137098
12	МО города Бодайбо и района	648 637,62	177 382	106 950,43	21 646	9 198 666	369 426,22

⁷ Показатели Y , x_1 , x_3 , x_5 приведены в расчете на душу населения.

⁸ Объем инвестиций в основной капитал (за исключением бюджетных средств) в расчете на 1 жителя без субъектов малого предпринимательства и объема инвестиций, не наблюдаемых прямыми статистическими методами.

⁹ Полная учетная стоимость основных фондов предприятий (без субъектов малого предпринимательства), коммерческих и некоммерческих организаций муниципальной формы собственности.

Окончание табл. 1

1	2	3	4	5	6	7	8
13	Жигаловский район	1 954,8923	2 514	52 439,632	8 912	2 282 217	22,441652
14	Заларинский район	1 675,0845	2 457	26 466,584	28 115	761 746,7	7 853,459
15	Казачинско-Ленинский район	2 672,2738	20 787	18 290,023	17 240	3 139 541,7	-371,2297
16	Качугский район	69 897,94	245	36 416,158	19 322	4 390 469	1 599,2133
17	Киренский район	3 792,6605	76 594	26 386,688	30 438	1 114 676	3 489,0597
18	Куйтунский район	5 357,1716	5 118	90 351,934	4 964	4 336 215	-10 455,278
19	МО Мамско-Чуйского района	16 445,359	147	28 653,818	67 193	4 997 687,3	223,23754
20	Нижнеудинский район	19 694,302	5 529	39 456,752	40 383	630 111	-26 662,209
21	Слюдянский район	8 798,5442	40 387	38 850,342	77 069	2 772 458,8	-3 854,9871
22	Тайшетский район	354 605,64	39 360	54 393,859	52 303	3 459 864	1 277,1734
23	Усть-Кутское МО	10 503,13	343 726	23 913,631	14 056	828 150,1	-4 916,0501
24	Удинский район	3 456,6059	1 543	22 622,694	35 120	2 575 681	162,30068
25	Чунское районное МО	183 289,62	492	33 432,293	63 332	196 943	3 799,0273
26	Шелеховский район	712,78863	8 512	42 603,552	11 260	375 619	0
27	Аларский район	1 600,1822	2 109	34 885,874	25 244	366 794,3	99,033434
28	Баяндаевский район	343 360,93	1	22 140,793	15 640	247 316	-3 874,6803
29	Боханский район	544,36926	1 974	29 268,971	20 690	440 223	-77,332044

Отбор факторов при построении моделей множественной регрессии

Факторы, включаемые во множественную регрессию, не должны быть интеркоррелированы и тем более находиться в функциональной связи

между собой. Эти известные требования [20–21] вводятся по причине того, что включение в модель факторов с высокой интеркорреляцией может привести к неустойчивости и ненадежность оценок параметров модели.

Исследуем наличие корреляционной связи между факторами с помощью парных коэффициентов корреляции. Построим матрицу парных коэффициентов корреляции (табл. 2).

Можно отметить, что линейные связи между факторами достаточно тесные между переменными x_1 и x_3 , x_2 и x_3 , x_4 и x_5 , что указывает на интеркорреляцию этих переменных. Определитель построенной матрицы близок к нулю, что указывает на наличие мультиколлинеарности факторов.

Проверим обоснованность включения всех факторов, используя следующее правило: переменные можно включить в модель, если теснота связи результирующей и объясняющей переменной больше, чем теснота связи между объясняющими переменными [20–21]. Для этого определим тесноту связи результирующего показателя Y с каждым фактором, используя парные коэффициенты корреляции:

$$r_{yx1} = 0,2294, r_{yx2} = 0,632402, \\ r_{yx3} = 0,625581, r_{yx4} = 0,337987, \\ r_{yx5} = 0,615318.$$

Заметим, во-первых, что факторы x_1 и x_4 оказывают незначимое влияния на результирующий показатель. Во-вторых, переменная x_5 не удовлетворяет используемому правилу (включение в модель фактора x_5 не обосновано, поскольку $r_{yx5} = 0,615318$, меньше, чем межфакторная

зависимость $r_{x2x5} = 0,631322$). Таким образом, учитывая результаты отбора, для построения эконометрических моделей оставляем факторы x_2 и x_3 .

Для оценки мультиколлинеарности отобранных факторов x_2 и x_3 составим матрицу парных коэффициентов корреляции (табл. 3).

Таблица 3

Матрица коэффициентов парной корреляции

Коэффициент	y	x_2	x_3
y	1	0,63709	0,62847
x_2	0,63709	1	0,51953
x_3	0,62847	0,51953	1

Далее измерим степень мультиколлинеарности этих переменных с помощью фактора инфляции дисперсии VIF (Variation Inflation Factor) по формуле [20–21]:

$VIF_{x_j} = \frac{1}{1 - R_j^2}$. Для этого рассчитаем множественные коэффициенты детерминаций для регрессий:

$$\hat{x}_2 = 37855,59 + 0,12x_3; R_{x_2x_3}^2 = 0,27;$$

$$\hat{x}_3 = -33430,61 + 2,21x_2; R_{x_3x_2}^2 = 0,27.$$

Тогда фактор инфляции дисперсии для каждой переменной равен:

Таблица 2

Матрица коэффициентов парной корреляции

Коэффициент	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
x_1	1	0,10845	0,068174	0,223118	0,365656
x_2	0,10845	1	0,519533	0,307462	0,631322
x_3	0,068174	0,519533	1	-0,14033	0,346025
x_4	0,223118	0,307462	-0,14033	1	0,522288
x_5	0,365656	0,631322	0,346025	0,522288	1

$$VIF_{x_2} = VIF_{x_3} = \frac{1}{1 - 0,27} = 1,37.$$

Так как эти показатели принимают значения меньше порогового, равного трем, то мультиколлинеарность этих факторов отсутствует [20–21].

В результате анализа установлено, что для построения эконометрических моделей целесообразно рассматривать факторы x_2 и x_3 .

Моделирование налоговой базы по налогу на имущество организаций

Рассмотрим следующие модели регрессии, отражающие связь между результирующей переменной Y и независимыми переменными x_2 , и x_3 :

линейная

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_2 + \alpha_2 x_3 + \varepsilon; \quad (1)$$

полиномиальная второй степени

$$y = \alpha + \alpha_{11} x_2 + \alpha_{21} x_3 + \alpha_{12} x_2^2 + \alpha_{22} x_3^2 + \varepsilon; \quad (2)$$

полулогарифмическая

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_2 + \alpha_2 \ln x_3 + \varepsilon; \quad (3)$$

обратная

$$y = \frac{1}{\alpha_0 + \alpha_1 x_2 + \alpha_2 x_3 + \varepsilon}; \quad (4)$$

степенная

$$y = \alpha_0 \cdot x_2^{\alpha_1} \cdot x_3^{\alpha_2} \cdot \varepsilon; \quad (5)$$

показательная

$$y = \alpha_0 \cdot \alpha_1^{x_2} \cdot \alpha_2^{x_3} \cdot \varepsilon \quad (6)$$

(здесь ε – случайная ошибка наблюдения).

Поскольку авторы не имеют теоретических обоснований предпочесть ту или иную функцию, то выберем наилучшую из них опытным путем, используя данные табл. 1. Для этого оценим параметры каждой из моделей с помощью метода наименьших квадратов [20–21], предварительно произведя необходимую линеаризацию. Функции, нелинейные по переменным, можно линеаризовать с помощью замены переменных, нелинейные по

параметрам – с помощью логарифмических преобразований.

Для полиномиальной модели (2) при замене переменных $z_1 = x_2^2$, $z_2 = x_3^2$ линеаризованная модель имеет вид:

$$y = \alpha_0 + \alpha_{11} x_2 + \alpha_{21} x_3 + \alpha_{12} z_1 + \alpha_{22} z_2 + \varepsilon. \quad (2')$$

Обозначив в полулогарифмической модели (3) $z_1 = \ln x_2$, $z_2 = \ln x_3$, соответствующая линеаризованная модель принимает вид:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 z_1 + \alpha_2 z_2 + \varepsilon. \quad (3')$$

Введя в обратной модели замену $z = \frac{1}{y}$, имеем:

$$z = \alpha_0 + \alpha_1 x_2 + \alpha_2 x_3 + \varepsilon. \quad (4')$$

Для степенной модели (5) после логарифмического преобразования и замены переменных $y' = \ln y$, $\alpha_0' = \ln \alpha_0$, $x_2' = \ln x_2$, $x_3' = \ln x_3$, $\varepsilon' = \ln \varepsilon$, линеаризованная модель имеет вид:

$$y' = \alpha_0' + \alpha_1 x_2' + \alpha_2 x_3' + \varepsilon'. \quad (5')$$

После логарифмического преобразования над моделью (6) и замены переменных $y' = \ln y$, $\alpha_0' = \ln \alpha_0$, $\alpha_1' = \ln \alpha_1$, $\alpha_2' = \ln \alpha_2$, $\varepsilon' = \ln \varepsilon$, линеаризованная модель принимает следующий вид:

$$y' = \alpha_0' + \alpha_1' x_2 + \alpha_2' x_3 + \varepsilon'. \quad (6')$$

Применим ко всем линеаризованным моделям методы регрессионного анализа, используя для расчетов стандартный пакет «Анализ данных» Microsoft Excel. Результаты расчетов параметров, оценки значимости, величины коэффициента детерминации R^2 и скорректированного коэффициента детерминации \bar{R}^2 приведены в табл. 4.

Для определения незначимых параметров необходимо t -статистики параметров, записанные в скобках, сравнить с критической точкой – квантилем распределения Стьюдента с числом степеней свободы

Таблица 4

Результаты оценки параметров линейной и нелинейных функций,
представленных в линеаризованной форме

Модели регрессии и <i>t</i> -статистики параметров	Коэффициент детерминации, скорректированный коэффициент детерминации	Общий <i>F</i> -критерий
<p>Линейная регрессия</p> $y = -81462,28 + 3,33x_2 + 0,75x_3 + \varepsilon$ <p align="center">(–1,41) (2,69) (2,58)</p>	$R^2 = 0,53$ $\bar{R}^2 = 0,49$	$F = 14,19$
<p>Полином второй степени</p> $y = 69405,45 - 6,03x_2 + 2,26x_3 +$ <p align="center">(0,51) (–1,044) (2,67)</p> $+ 8,37 \cdot 10^{-5} x_2^2 - 3,4 \cdot 10^{-6} x_3^2 + \varepsilon$ <p align="center">(1,71) (–2,063)</p>	$R^2 = 0,6$ $\bar{R}^2 = 0,53$	$F = 9,17$
<p>Обратная</p> $\frac{1}{y} = 0,00041 - 2,2 \cdot 10^{-9} x_2 - 6,7 \cdot 10^{-10} x_3 + \varepsilon$ <p align="center">(2,53) (–0,62) (–0,82)</p>	$R^2 = 0,07$ $\bar{R}^2 = 0,00043$	$F = 1,09$
<p>Степенная</p> $\ln y = -14,28 + 1,18 \ln x_2 + 1,11 \ln x_3 + \ln \varepsilon$ <p align="center">(–2,16) (1,93) (3,58)</p>	$R^2 = 0,44$ $\bar{R}^2 = 0,39$	$F = 10,26$
<p>Показательная</p> $\ln y = 8,44 + 2,06 \cdot 10^{-5} x_2 + 6,9 \cdot 10^{-6} x_3 + \ln \varepsilon$ <p align="center">(11,93) (1,35) (1,93)</p>	$R^2 = 0,3$ $\bar{R}^2 = 0,25$	$F = 5,68$
<p>Полулогарифмическая</p> $y = -2741916,84 + 184378,96 \ln x_2 + 87260,81 \ln x_3 + \varepsilon$ <p align="center">(–4,35) (3,15) (2,92)</p>	$R^2 = 0,47$ $\bar{R}^2 = 0,43$	$F = 11,85$

$n - p$, где n – число наблюдений, p – число параметров модели [20–21]. Поскольку в данном случае $t_{кр} = 2,06$, то из рассмотренных функций незначимые параметры ($|t - статистики| < t_{кр}$) при независимых переменных имеют модели:

- степенная,
- полиномиальная,
- показательная,
- обратная.

Перечисленные выше функции следует исключить из процедуры выбора наилучшей модели. Таким образом, необходимо выбрать наиболее подходящую модель из двух оставшихся – линейной и полулогарифмической. Обе эти функции имеют статистически значимые параметры при независимых переменных и в целом обе модели значимы, так как для линейной модели, $F = 14,49$, и для полулогарифмической модели, $F = 11,85$, статистики больше, чем критическая точка $F_{кр} = 3,37$. Остаточная сумма квадратов для линейной и полулогарифмической моделей равны соответственно $SS_l = 6,3 \cdot 10^{11}$ и $SS_l = 6,98 \cdot 10^{11}$. Для оценки статистической значимости остаточных сумм квадратов рассчитаем величину статистики $\chi^2 = \left| \frac{29}{2} \ln \frac{6,3 \cdot 10^{11}}{6,98 \cdot 10^{11}} \right| = 1,46$, оценка которой не превышает критической точки, $\chi^2_{кр} = \chi^2(0,95;1) = 3,84$, поэтому различия между остаточными суммами квадратов признаются не существенными.

Подводя итог, отметим, что обе модели – линейная и полулогарифмическая – могут быть использованы для описания зависимости налоговой базы по налогу на имущество организаций от факторов, влияющих на ее формирование, а также для анализа и прогнозирования налоговых поступлений на заданный временной период. Однако, учитывая, что у линейной модели коэффициент детерминации R^2 и F – критерий больше, а остаточная сумма

квадратов меньше соответствующих характеристик полулогарифмической модели, предпочтение отдадим линейной модели. Кроме того, с прикладной точки зрения, преимущества линейной модели добавляет ее простота и наглядность экономической интерпретации параметров.

Гетероскедастичность случайных остатков

Проверим на гетероскедастичность остатков (неоднородность наблюдений) линейную модель регрессии, которая в процессе исследования является наилучшей из всей совокупности оцененных моделей. Рассчитаем случайные остатки для линейной модели (табл. 5).

Таблица 5

Случайные остатки

y	\hat{y}	l
748218,67	367696,4	380522,3
9922,6578	56128,81	-46206,2
682684,55	783552,5	-100868
129304,62	180304,6	-51000
14730,901	100528,3	-85797,4
12931,124	-938,316	13869,44
95838,779	56408,13	39430,65
95247,833	161765,6	-66517,8
9899,0445	263128,7	-253230
135034,04	226792,9	-91758,9
1200,6905	41188,13	-39987,4
648637,62	291534,7	357103
1954,8923	100147,5	-98192,6
1675,0845	27923,21	-26248,1
2672,2738	-7513,34	10185,61
69897,94	54511,96	15385,98
3792,6605	29400,25	-25607,6
y	\hat{y}	l

Окончание табл. 5

5357,1716	223646,9	-218290
16445,359	64549,4	-48104
19694,302	80461,86	-60767,6
8798,5442	105974,1	-97175,5
354605,64	139233,6	215372
10503,13	8855,332	1647,798
3456,6059	20358,96	-16902,4
183289,62	77590,87	105698,7
712,78863	69100,01	-68387,2
1600,1822	53852,26	-52252,1
343360,93	4130,629	339230,3
544,36926	31698,13	-31153,8

График зависимости случайных остатков l от выровненного значения зависимой переменной \hat{y} имеет вид, представленный на рис. 1.

Можно отметить определенное увеличение дисперсии остатков с увеличением выровненного значения результата. Такая картина

может свидетельствовать о наличии гетероскедастичности остатков.

Применим для анализа дисперсии остатков известные универсальные статистические тесты.

Тест Уайта заключается в построении квадратичной функции, включающей все независимые переменные, входящие в исходную модель [24, 25]. Квадратичная модель имеет вид:

$$l^2 = 22388984192 - 1671821,13x_2 + (t) \quad (0,78) \quad (-1,41) \\ + 445020,88x_3 + 23,23x_2^2 - 1,15x_3^2 + v; \\ (2,57) \quad (2,32) \quad (-3,35)$$

$$F = 6,9.$$

Табличное значение F -критерия $F_{кр} = F(0,05;4,24)$. Так как $F_0 > F_{кр}$, то нулевая гипотеза о гомоскедастичности остатков отвергается.

Отметим, что параметры при обоих переменных значимые, т.е. переменные x_2 и x_3 могут быть рассмотрены в других тестах как возможные причины гетероскедастичности. Для проверки этого

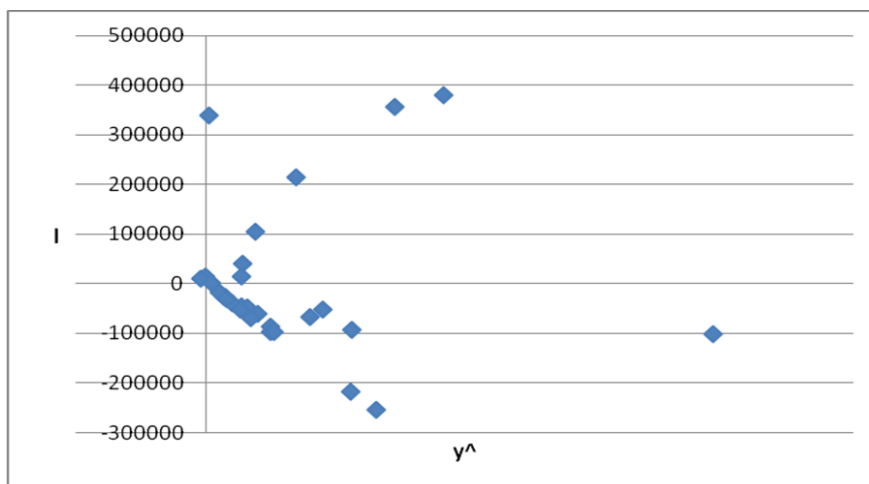


Рис. 1. Изменение дисперсии случайных остатков с ростом выровненного значения зависимой переменной

предположения используем тест Бреуша-Пагана [24, 25] отдельно для каждой переменной.

Тест Бреуша-Пагана позволяет рассматривать различные комбинации переменных в качестве объясняющих гетероскедастичность остатков. Уравнение теста, включающего обе независимые переменные, будет иметь вид:

$$z = -0,66 + 4,1 \cdot 10^{-5} x_2 - 3,4 \cdot 10^{-6} x_3;$$

$$\chi^2 = \frac{SS_{\text{факт}}}{2} = 13,79.$$

Табличное значение $\chi^2 = \chi^2(0,05;2) = 5,99$, поэтому нулевая гипотеза о гомоскедастичности случайных остатков отвергается.

Проведем тест Бреуша-Пагана применительно к переменной x_2 , учитывая результаты теста Уайта. Получим уравнение

$$z = -0,54 + 3,33 \cdot 10^{-5} x_2;$$

$$\chi^2 = \frac{SS_{\text{факт}}}{2} = 12,05.$$

Табличное значение $\chi^2 = \chi^2(0,05;1) = 3,84$, поэтому нулевая гипотеза о гомоскедастичности случайных остатков отвергается. Остатки гетероскедастичны по переменной x_2 .

Проведем тест Бреуша-Пагана применительно к переменной x_3 , учитывая результаты теста Уайта. Получим уравнение

$$z = 0,89 + 1,53 \cdot 10^{-6} x_3;$$

$$\chi^2 = \frac{SS_{\text{факт}}}{2} = 0,46.$$

Табличное значение $\chi^2 = \chi^2(0,05;1) = 3,84$, поэтому нулевая гипотеза о гомоскедастичности случайных остатков принимается. Переменная x_3 не является причиной гетероскедастичности остатков.

Опираясь на выявленное влияние на дисперсию остатков переменной x_2 ,

проверим эту связь с помощью теста Гольдфелда – Квандта [24, 25].

Общий объем наблюдений составляет 29 муниципальных образований, упорядочим их по мере возрастания переменной x_2 , далее разделим их на три группы: в первой и третьей по 10 регионов, во второй – 9.

Для первой и третьей группы построим линейные модели и найдем остаточную дисперсию.

Первая группа (минимальные значения x_2):

$$\hat{y} = 128362,1 - 2,78x_2 - 0,39x_3;$$

$$SS_I = 1,83 \cdot 10^{11}.$$

Третья группа (максимальные значения x_2):

$$\hat{y} = -96703,1 + 3,59x_2 + 0,78x_3;$$

$$SS_I = 4,63 \cdot 10^{11}.$$

Наблюдаемое значение критерия $F = \frac{4,63}{1,01} = 4,57$, критическая точка $F_{кр} = F(0,05;7;7) = 3,78$. Так как $F_0 > F_{кр}$,

то гипотеза о гомоскедастичности остатков отвергается, дисперсия остатков зависит от величины x_2 .

Расчеты по тестам Парка и Глейзера [14, 15] по переменной x_2 приводят к следующим результатам.

Тест Парка:

$$\ln I^2 = -9,3 + 2,95 \ln x_2 + v, \quad t_0 = 4,65.$$

Тест Глейзера:

при $k = 1$

$$|t| = -4812,07 + 2,3x_2 + v, \quad t_0 = 3,82;$$

при $k = -1$

$$|t| = 207707,5 - 3,7 \cdot 10^9 \frac{1}{x_2} + v, \quad t_0 = -2,91;$$

при $k = 0,5$

$$|t| = -122064 + 1082,039\sqrt{x_2} + v, \quad t_0 = 3,82;$$

при $k = 0,1$

$$|t| = -1041472 + 395879,7\sqrt[10]{x_2} + v, \quad t_0 = 3,68.$$

Табличное значение критерия Стьюдента $t_{кр} = t(0,05;27) = 2,05$. Таким образом, по всем тестам гипотеза о гомоскедастичности остатков отвергается.

Подводя итоги выявления гетероскедастичности, отметим, что по ряду тестов (Уайта, Бреуша-Пагана, Гольдфельда – Квандта, Парка и Глейзера) гипотеза о гомоскедастичности остатков была отвергнута, т.е. можно утверждать, что на дисперсию случайных остатков оказывает влияние переменная x_2 .

Причинами гетероскедастичности случайных остатков могут быть неверная спецификация модели или неоднородность

исследуемой совокупности (см. табл. 1). Для того чтобы устранить гетероскедастичность, можно попытаться разбить с помощью кластерного анализа исходную совокупность муниципальных образований на однородные группы по определенному признаку (или признакам) и построить для каждого кластера свое уравнение регрессии.

Прогнозирование по линейной модели множественной регрессии

Несмотря на указанные замечания и планируемую стратегию дальнейших исследований по обозначенной теме, перейдем к процессу прогнозирования

Таблица 6

Среднее прогнозируемое значение налоговой базы по налогу на имущество по муниципальным образованиям Иркутской области в 2014 г.

№	Муниципальные образования	x_2 – стоимость основных фондов, руб./чел. за 2014 г.	x_3 – оценка численности населения, чел. за 2014 г.	Y – фактическая налоговая база, руб./чел. за 2014 г.	Прогнозируемая налоговая база по линейной модели (точечный прогноз) в 2014 г.	Прогнозируемая налоговая база по линейной модели (интервальный прогноз) в 2014 г.
1	2	3	4	5	6	7
1	МО города Братска	80 704	237 569	699 616,63	366 048,45	(27 405,79; 704 691,09)
2	Зиминское городское МО	41 438	31 482	9 336,08	80 391,49	(-245 771,14; 406 554,11)
3	г. Иркутск	106 948	616 536	691 472,19	738 025,29	(308 527,95; 1167 522,62)
4	г. Саянск	71 203	39 042	112 944,41	185 349,34	(-148 620,82; 519 319,51)
5	г. Свирск	60 523	13 169	13 102,04	130 306,94	(-200 897,98; 461 511,85)
6	г. Тулун	15 684	42 183	102 978,12	2 513,67	(-330 702,85; 335 730,19)
7	МО города Усолье-Сибирское	28 520	79 847	83 258,46	73 601,08	(-255 647,19; 402 849,34)
8	г. Усть-Илимск	54 675	83 329	84 061,45	163 457,88	(-162 667,06; 489 582,82)
9	г. Черемхово	106 004	51 348	7 712,56	310 670,62	(-51 101,66; 672 442,89)

Окончание табл. 6

1	2	3	4	5	6	7
10	Ангарское МО	55 373	240 666	127 051,55	283 876,92	(-54 680,78; 622 434,61)
11	Балаганский район	38 138	8 737	2 001,89	52 312,04	(-274 741,62; 379 365,70)
12	МО города Бодайбо и района	113 354	21 106	701 828,37	312 489,26	(-63 045,53; 688 024,04)
13	Жигаловский район	57 189	8 686	1 662,25	115 820,69	(-214 516,62; 446 158,011)
14	Заларинский район	31 079	27 980	1 238,09	43 207,41	(-284 092,62; 370 507,45)
15	Казачинско-Ленский район	23 259	17 450	1 152,32	9 220,14	(-320 199,28; 338 639,56)
16	Качугский район	20 018	17 156	2 392,40	-1 811,43	(-332 394,89; 328 772,03)
17	Киренский район	44 193	18 705	0,00	79 988,87	(-246 782,86; 406 760,6)
18	Куйтунский район	32 813	29 703	21 605,76	50 284,53	(-276 676,27; 377 245,34)
19	МО Мамско-Чуйского района	99 075	4 630	0,00	252 494,66	(-109 310,00; 614 299,32)
20	Нижнеудинский район	29 094	65 585	25 509,08	64 812,43	(-263 575,84; 393 200,69)
21	Слюдянский район	89 038	40 011	9 743,39	245 568,09	(-100 996,31; 592 132,48)
22	Тайшетский район	41 300	75 873	12 607,63	113 247,80	(-212 710,11; 439 205,71)
23	Усть-Кутское МО	113 760	51 063	1 091,49	336 328,26	(-34 501,52; 707 158,03)
24	Усть-Удинский район	26 117	13 866	3 717,00	16 061,86	(-312 531,46; 344 655,17)
25	Чунское районное МО	28 981	34 228	1 976,73	40 897,67	(-286 871,41; 368 666,76)
26	Шелеховский район	37 809	63 992	645 814,39	92 683,85	(-233 541,04; 418 908,75)
27	Аларский район	47 513	20 820	0,00	92 652,13	(-234 375,34; 419 679,61)
28	Баяндаевский район	44 794	11 110	348,98	76 294,51	(-250 949,83; 403 538,85)
29	Боханский район	44 608	25 009	1 764,43	86 105,02	(-240 402,85; 412 612,89)

налоговой базы по линейной модели множественной регрессии. В табл. 6 приведены значения Y , x_2 , и x_3 за 2014 г. в расчете на душу населения. Используя значения показателей x_2 , и x_3 , построены точечный и интервальный прогнозы на 2014 г.

Заключение

В статье применен регрессионный анализ для моделирования и прогнозирования налоговой базы по налогу на имущество организаций в некоторых МО Иркутской области на основе наиболее полных и актуальных данных. После нормировки экономических показателей по численности населения среди рассмотренных моделей наилучшей оказалась линейная. Тем не менее анализ на гетероскедастичность она не прошла. Проведенный тест по точечному прогнозу это явно иллюстрирует. Его качество выше в тех муниципальных образованиях, где оценка численности населения больше. Заметим, что на

точность прогнозирования влияют не только различия в количественном и качественном составе налогоплательщиков в МО, но и неоднородность других данных – например, стоимости основных фондов. Экономическое обоснование указанных неоднородностей состоит в том, что Иркутская область является одним из крупнейших регионов России – занимает 5-е место по площади – и одним из самых малонаселенных – замыкает седьмой десяток регионов по плотности населения (3,10 чел./км²). При этом распределение населения и фондов предприятий по МО Иркутской области в основном обратно пропорционально площади муниципалитета.

Авторы считают, что для улучшения качества прогноза, необходимо, как было отмечено выше, разбить исходные данные на однородные группы (кластеры) по одному или нескольким признакам, и построить для каждого кластера свое уравнение регрессии. Ожидается, что такой подход приведет к более точным прогнозам.

Список использованных источников

1. Cerqueti R., Coppier R. A game theoretical analysis of the impact of income inequality and ethnic diversity on fiscal corruption // *Annals of Operations Research*. 2014. Vol. 243, No. 1-2. P. 71–87.
2. Wane W. The optimal income tax when poverty is a public ‘bad’ // *Journal of Public Economics*. 2001. Vol. 82. P. 271–299.
3. Mankiw N., Weinzierl M., Yagan D. Optimal taxation in theory and practice // *Journal of Economic Perspectives*. 2009. Vol. 23. P. 147–174.
4. Кокин А.С., Едронов А.В. Применение корреляционно-регрессионного анализа в прогнозировании налоговых поступлений в бюджет субъекта Федерации // *Вестник Нижегородского университета* им. Н.И. Лобачевского. 2010. № 2-1. С. 233–241.
5. Налетов М.Ю., Чимитдоржиева Е.Ц. Эконометрическое моделирование налогового потенциала муниципальных образований с помощью кластер-процедур (на примере Республики Бурятия) // *Известия ИГЭА*. 2009. № 6 (68). С. 40–42.
6. Дадашева Ю.А. Прогнозирование поступлений по имущественным налогам: метод структурного моделирования // *Налоговая политика и практика*. 2009. № 11. С. 66–70.
7. Минаков А.В. Модели анализа и прогнозирования налоговой базы и налоговых поступлений // *Экономический анализ: теория и практика*. 2005. № 10. С. 47–52.

8. Анимидца П.Е. Применение методов прогнозирования в целях диагностики имущественных налогов // Проблемы прогнозирования и сценарного моделирования социально-экономического развития территориальных систем : сборник статей I Научной школы молодых ученых. Екатеринбург: ИЭ УрО РАН, 2012. С. 4–10.
9. Kakaulina M.O. Assessment of the admissibility of the tax burden on the economy of Crimea and Sevastopol // Journal of Tax Reform. 2016. Vol. 2, No. 2. P. 139–153.
10. Budko S.A., Fedotov D.Yu. World experience and the Russian practice of forming the income of the pension system: the mathematical methods of evaluation // Journal of Tax Reform. 2017. Vol. 3, No. 3. P. 199–215.
11. Мионов А.А. Подходы и методы оценки налогового потенциала региона // Вопросы экономики и права. 2011. № 34. С. 400–404.
12. Поздняев А.С. Планирование и прогнозирование в системе налогового регулирования // Экономические и гуманитарные науки. 2010. № 2 (217). С. 64–68.
13. Вылкова Е.С. Налоговое планирование. М.: Юрайт, 2011. 639 с.
14. Вылкова Е.С., Красавин В.И. Формирование налоговых льгот в субъектах Российской Федерации (на примере СЗФО). СПб.: Центр подготовки персонала ФНС, 2011. 277 с.
15. Киреенко А.П., Орлова Е.Н. Проявления региональной налоговой политики в условиях российского бюджетного федерализма // Регион: экономика и социология. 2014. № 1 (81). С. 193–217.
16. Киреенко А.П., Климова М.О. Развитие налогообложения индивидуальных предпринимателей и борьба с уклонением от уплаты налогов // Регион: экономика и социология. 2012. № 1 (73). С. 142–159.
17. Киреенко А.П., Быков С.С. Издержки налогообложения в Российской Федерации. Иркутск: БГУЭП, 2012. 190 с.
18. Елисеева И.И. Эконометрика : учебник для магистрантов. М.: Юрайт, 2012. 453 с.
19. Мхитарян В.С. Эконометрика : учебник. М.: Проспект, 2008. 156 с.
20. Ильина А.В., Ильин А.С. К вопросу целесообразности применения кадастровой стоимости в качестве налогооблагаемой базы по расчету налога на имущество // Международный бухгалтерский учет. 2015. № 34 (376). С. 54–62.
21. Сорокина П.Г. Оценка последствий введения налогообложения по кадастровой стоимости // Актуальные проблемы налоговой политики: сборник материалов IX Международной научно-практической конференции молодых налоговедов. Владивосток: ДВФУ, 2017. С. 57–60.
22. Сорокина П.Г. Анализ распределения налога на имущество по городским округам и муниципальным районам Иркутской области // Экономика и управление: проблемы, решения. 2017. Т. 2, № 10. С. 126–131.
23. Сорокина П.Г. Прогнозирование динамики налоговой базы по налогу на имущество организаций // Baikal Research Journal. 2017. Т. 8, № 2 [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://brj-bguerp.ru/reader/article.aspx?id=21472>.
24. Brooks C. Introductory Econometrics for Finance. Cambridge: Cambridge Academ, 2002. 740 p.
25. Green W.H. Econometric Analysis. New Jersey: Prentice Hall, 2002. 1004 p.

Sorokina P.G.*Baikal State University,
Irkutsk, Russia***Leonova O.V.***Baikal State University,
Irkutsk, Russia***Volchenko L.Yu.***Baikal State University,
Irkutsk, Russia*

MODELING OF THE TAX BASE FOR PROPERTY TAX AND INCOME FORECASTING FOR THE IRKUTSK REGION

Abstract. Forecasting tax revenues is of particular importance for the treasuries of Russia's constituent regions and municipalities. Such revenues are directly related to the regions' development prospects on the basis of realizing their own potential, including taxation. The relevance of this work is determined by the requirement to develop the socio-economic territories of municipalities using modern approaches in the field of fiscal forecasting. Property taxes, including corporate property tax, which is one of the stable sources of revenue, have a significant impact on the tax potential of regional and local budgets. The aim of this work is to determine the impact of socio-economic indicators on the tax base formed by corporate property at a municipal level in Irkutsk Region. To achieve the goal, we apply the econometric methods of research, mainly regression analysis. The idea of this approach is to select independent factors (among socio-economic indicators) that affect the value of the resulting, or dependent, variable (the tax base). The investigation uses the following empirical basis: the statistical tax reporting data presented in the "Report on the tax base and the structure of accruals on corporate property tax" in the context of municipal entities as of 01.01.2014 and indicators of municipal entities of the Federal State Statistics Service for 2013. Six economic-mathematical models of multiple regression were constructed during the research. After checking their adequacy, the authors preferred a linear model, based on which point and interval forecasts are constructed. The numerical experiments led to a conclusion that the initial data are not homogeneous, which, apparently, is determined by the large area of Irkutsk Region, the uneven distribution of natural resources and the remoteness of some municipalities. These facts justify grouping municipalities into clusters in order to increase the homogeneity in each group and the adequacy of the model. The authors plan to apply this approach in their further research. The article is devoted to the modeling of the property tax base of organizations and forecasting of tax revenues in the municipalities of Irkutsk Region. The relevance of the investigation is determined by the necessity to improve tax forecasting in the Russian Federation. At the first stage of the study, the factors influencing the formation of the tax base were selected. Using the data for 2013, six various mathematical models of multiple regression are constructed. In the preliminary analysis, the following two best models were selected: linear and semilogarithmic ones. In the paper, the authors prefer a linear model, which is used for the point and interval forecasting. Basing on the selected model, a point and interval forecasts are established for the tax base for the property tax of organizations.

Key words: property tax; taxable base; mathematical modeling; multiple regression; forecasting.

References

1. Cerqueti, R., Coppier, R. (2014). A game theoretical analysis of the impact of income inequality and ethnic diversity on fiscal corruption. *Annals of Operations Research*, Vol. 243, No. 1-2, 71–87.
2. Wane, W. (2001). The optimal income tax when poverty is a public 'bad'. *Journal of Public Economics*, Vol. 82, 271–299.
3. Mankiw, N., Weinzierl, M., Yagan, D. (2009). Optimal taxation in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 23, 147–174.
4. Kokin, A.S., Edronov, A.V. (2010). Primenenie korreliatsionno-regressionnogo analiza v prognozirovanii nalogovykh postuplenii v biudzheta sub"ekta Federatsii (Application of Correlation Analysis in Forecasting Tax Proceeds in Regions of the Russian Federation). *Vestnik Nizhegorodskogo universiteta im. N.I. Lobachevskogo (Vestnik of Lobachevsky University of Nizhni Novgorod)*, No. 2-1, 233–241.
5. Naletov, M.Iu., Chimitdorzhieva, E.Ts. (2009). Ekonometricheskoe modelirovanie nalogovogo potentsiala munitsipal'nykh obrazovaniy s pomoshch'yu klaster-protsedur (na primere Respubliki Buriatii) [Econometric Modelling of Tax Potential of Municipalities Using Cluster Procedures – the case of Buryatia]. *Izvestiia IGEA [Bulletin of Irkutsk State Economic Academy]*, No. 6 (68), 40–42.
6. Dadasheva, Iu.A. (2009). Prognozirovaniye postuplenii po imushchestvennym nalogam: metod strukturnogo modelirovaniia [Forecasting Property Tax Revenues: Structural Modelling Method]. *Nalogovaia politika i praktika [Tax Policy and Practice]*, No. 11, 66–70.
7. Minakov, A.V. (2005). Modeli analiza i prognozirovaniia nalogovoi bazy i nalogovykh postuplenii [Models of Tax Base and Tax Revenue Analysis and Forecasting]. *Ekonomicheskii analiz: teoriia i praktika (Economic Analysis: Theory and Practice)*, No. 10, 47–52.
8. Animitsa, P.E. (2012). Primenenie metodov prognozirovaniia v tseliakh diagnostiki imushchestvennykh nalogov // Problemy prognozirovaniia i stsennogo modelirovaniia sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiia territorial'nykh system. [Proceedings of Young Scientists' School]. Ekaterinburg, Institute of Economics, Urals branch of RAS, 4–10.
9. Kakaulina, M.O. (2016). Assessment of the admissibility of the tax burden on the economy of Crimea and Sevastopol. *Journal of Tax Reform*, Vol. 2, No. 2, 139–153.
10. Budko, S.A., Fedotov, D.Yu. (2017). World experience and the Russian practice of forming the income of the pension system: the mathematical methods of evaluation. *Journal of Tax Reform*, Vol. 3, No. 3, 199–215.
11. Mironov, A.A. (2011). Podkhody i metody otsenki nalogovogo potentsiala regiona [Approaches to and methods of assessment of a region's tax potential]. *Voprosy ekonomiki i prava (Economic and Law Issues)*, No. 34, 400–404.
12. Pozdniaev, A.S. (2010). Planirovanie i prognozirovaniye v sisteme nalogovogo regulirovaniia (Planning and forecasting in system of tax regulation). *Ekonomicheskie i gumanitarnye nauki (Economic and humanitarian sciences)*, No. 2 (217), 64–68.
13. Vylkova, E.S. (2011). *Nalogovoe planirovanie [Tax Planning]*. Moscow, Iurait.
14. Vylkova, E.S., Krasavin, V.I. (2011). *Formirovanie nalogovykh l'got v sub"ektakh Rossiiskoi Federatsii (na primere SZFO) [Formation of*

- Tax Incentives in the Constituent Regions of Russia (the cast of the North-Western Federal District].* St Petersburg, Personnel Training Centre of the Federal Tax Service.
15. Kireenko, A.P., Orlova, E.N. (2014). Proiavleniia regional'noi nalogovoi politiki v usloviakh rossiiskogo biudzhethnogo federalizma (Regional Fiscal Policy in the Context of Russian Fiscal Federalism). *Region: ekonomika i sotsiologiia (Region: Economics and Sociology)*, No. 1 (81), 193–217.
 16. Kireenko, A.P., Klimova, M.O. (2012). Razvitie nalogooblozheniia individual'nykh predprinimatelei i bor'ba s ukloeniem ot uplaty nalogov (Improving taxation of sole proprietors and measures against tax evasion). *Region: ekonomika i sotsiologiia (Region: Economics and Sociology)*, No. 1 (73), 142–159.
 17. Kireenko, A.P., Bykov, S.S. (2012). *Izderzhki nalogooblozheniia v Rossiiskoi Federatsii [The Costs of Translation in the Russian Federation]*. Irkutsk, Baikal State University of Economics and Law.
 18. Eliseeva, I.I. (2012). *Ekonometrika [Econometrics]*. Moscow, Iurait.
 19. Mkhitarian, V.S. (2008). *Ekonometrika [Econometrics]*. Moscow, Prospekt.
 20. Il'ina, A.V., Il'in, A.S. (2015). K voprosu tselesoobraznosti primeneniia kadaстровой стоимости v kachestve nalogoobлагаемой базы по расчету налога на имущество (On the cadastral value applicability as a tax base for the property tax calculation). *Mezhdunarodnyi bukhgalterskii uchet (International Accounting)*, No. 34 (376), 54–62.
 21. Sorokina, P.G. (2017). Otsenka posledstviia vvedeniia nalogo-oblozheniia po kadaстровой стоимости [Implications of Introducing Taxes based on Cadastral Value]. *Actual Problems of Tax Policy. Proceedings of the 9th International Scientific Conference of Young Tax Experts*. Vladivostok, Far Eastern Federal University, 57–60.
 22. Sorokina, P.G. (2017). Analiz raspredeleniia naloga na imushchestvo po gorodskim okrugam i munitsipal'nym raionam Irkutskoi oblasti [Analysis of the Distribution of Property Tax Over Urban Districts and Municipalities of Irkutsk Region]. *Ekonomika i upravlenie: problemy, resheniia [Economics and Management: Problems and Solutions]*, Vol. 2, No. 10, 126–131.
 23. Sorokina, P.G. (2017). Prognozirovaniie dinamiki nalogovoi bazy po налогу на имущество организаций (Forecasting of tax base dynamics for corporate property tax). *Baikal Research Journal*, Vol. 8, No. 2. Available at: <http://brj-bgu.ru/reader/article.aspx?id=21472>.
 24. Brooks, C. (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge, Cambridge Academ, 740.
 25. Green, W.H. (2002). *Econometric Analysis*. New Jersey, Prentice Hall, 1004.

Information about authors

Sorokina Polina Gennadievna – Post-Graduate Student, Senior Lecturer, Department of Mathematics and Econometrics, Baikal State University, Irkutsk, Russia 664003, Irkutsk, Lenin street, 11); e-mail: ermolaeva_polina@mail.ru.

Leonova Olga Vasilievna – Candidate of Physical and Mathematical Sciences, Department of Mathematics and Econometrics, Baikal State University, Irkutsk, Russia 664003, Irkutsk, Lenin street, 11); e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru.

Volchenko Lubov Yurievna – Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of the Department of Accounting, Analysis, Statistics and Audit, Vice-Rector for Academic Affairs, Baikal State University, Irkutsk, Russia 664003, Irkutsk, Lenin street, 11); e-mail: VolchenkoLY@bgu.ru.

Для цитирования: Сорокина П.Г., Леонова О.В., Волченко Л.Ю. Моделирование налоговой базы по налогу на имущество организаций и прогнозирование поступлений на примере Иркутской области // Вестник УрФУ. Серия экономика и управление. 2018. Т. 17, № 2. С. 310–328. DOI: 10.15826/vestnik.2018.17.2.014.

For Citation: Sorokina P.G., Leonova O.V., Volchenko L.Yu. Modeling of the Tax Base for Property Tax and Income Forecasting for the Irkutsk Region. *Bulletin of Ural Federal University. Series Economics and Management*, 2018, Vol. 17, No. 2, 310–328. DOI: 10.15826/vestnik.2018.17.2.014.

Информация о статье: дата поступления 20 февраля 2018 г.; дата принятия к печати 19 марта 2018 г.

Article Info: Received February 20, 2018; Accepted March 19, 2018.